



Exportaciones y Crecimiento en España (1980-2004): Cointegración y Simulación de Montecarlo

Vicente Donoso, Víctor Martín
WP 03/06

Resumen

El trabajo analiza, para España, la posible existencia de cointegración y de causalidad tipo Granger, entre exportaciones y crecimiento, desde el primer trimestre de 1980 hasta el segundo trimestre de 2004. Se concluye que no se detecta una relación de cointegración ni una relación causal entre las variables indicadas, lo que contrasta con algunos estudios previos similares realizados en España. Para dar cuenta de esta discrepancia –que es también común en la literatura internacional– se han estudiado –empleando simulaciones de Montecarlo– algunos aspectos importantes, no suficientemente investigados hasta ahora en nuestro país: en concreto los referidos al modo de especificación de los componentes deterministas del MCE cuando se usa el método de Johansen. Sobre la base de estos análisis, se ha podido establecer la elevada dependencia de los resultados con respecto al tamaño muestral y a la correcta especificación de los citados componentes deterministas, así como la discutible fiabilidad del *Principio de Pantula*, sobre todo cuando se conjuga con tamaños muestrales inferiores a las 75 observaciones.

Palabras clave: crecimiento, exportaciones, cointegración, causalidad de Granger, simulación de Montecarlo, principio de Pantula.

Clasificación JEL: F13, F43.

Abstract

This document analyses the possible existence of co-integration and Granger causality between exports and growth for Spain since the first quarter 1980 till second quarter 2004. It finds neither relationship nor causality between above mentioned variables, in contrast with previous studies done in Spain. In order to show this finding some important aspects, insufficiently studied, have been analysed by employing Monte Carlo simulations: specially the specification of the deterministic components of a VECM estimated with the Johansen's multivariate maximum likelihood approach. On the basis of these analysis, it can be established the high dependency relationship of the results relating to the sample size and to the correct specification of the deterministic components as well as the debatable reliability of Pantula's Principle, specially when combined with samples below 75 observations.

Keywords: Growth, Exports, Cointegration, Granger's Causality, Monte Carlo Simulation, Pantula's Principle.

JEL Classification: F13, F43.

Vicente Donoso Donoso
Universidad Complutense
vdonoso@ccee.ucm.es

Víctor Martín Barroso
Universidad Rey Juan Carlos
victor.martin@urjc.es

El ICEI no comparte necesariamente las opiniones expresadas en este trabajo, que son de exclusiva responsabilidad de sus autores.

1. Introducción

El presente trabajo analiza la relación entre la variación de las exportaciones y la del PIB, en las últimas décadas de la economía española, con el objetivo de establecer la posible existencia de una *relación causal* que corrobore la hipótesis de la importancia de la apertura exterior para el crecimiento económico de España. En relación con la todavía escasa -aunque interesante- literatura referida a nuestro país, con un enfoque y objetivo parecido, conviene destacar que los resultados no concluyentes obtenidos por otros investigadores son una invitación a profundizar en un asunto de importancia para la formulación de políticas económicas¹. Pero, además, en el presente trabajo se introducen dos novedades sobre los estudios llevados a cabo hasta ahora:

a) Primero, se emplean series trimestrales, con el objeto de tener muestras más amplias.

b) Segundo, se somete a prueba, mediante simulaciones de Montecarlo, la importancia de una correcta especificación de los componentes deterministas, cuando se aplica el método de Johansen para estudiar la cointegración.

El resto del trabajo se desarrolla según los siguientes pasos: en primer lugar, se establece el marco del estudio en los diversos niveles: teórico, de política y econométrico; en segundo lugar, se analiza -para el caso español- la existencia de relaciones de cointegración y de causalidad tipo Granger entre las exportaciones y el crecimiento; en tercer lugar, se lleva a cabo un análisis de simulación de los efectos de una inadecuada especificación de los componentes deterministas al aplicar el procedimiento de Johansen, y finalmente, se extraen algunas conclusiones.

2. Marco de análisis

El renovado interés por el crecimiento, y en concreto, por la relación entre crecimiento y apertura exterior, se ha visto estimulado por la confluencia -en décadas recientes- de varias circunstancias, entre las que pueden destacarse las siguientes: los avances teóricos propiciados por las nuevas teorías del crecimiento y del comercio; el giro hacia políticas orientadas al ex-

terior por parte de las principales organizaciones multilaterales y de muchos gobiernos, y el desarrollo de técnicas cuantitativas que han permitido nuevos enfoques aplicados.

2.1. LAS NUEVAS TEORÍAS DEL CRECIMIENTO Y DEL COMERCIO

La favorable acogida dispensada por investigadores, académicos y responsables de las políticas económicas a las nuevas teorías del crecimiento y del comercio se ha basado en una variedad de factores de diverso nivel de importancia. Podemos recordar los siguientes:

a) Devolver al primer plano de interés algunas *cuestiones cruciales*, como por ejemplo: por qué difieren las tasas de crecimiento de largo plazo de los países, asunto importante para este trabajo [Temple (1999), p. 113].

b) Introducir en la reflexión algunos *supuestos más realistas*, como el relativo a la desigualdad de funciones de producción y de dotaciones tecnológicas entre países, que pueden influir en los resultados económicos de largo plazo.

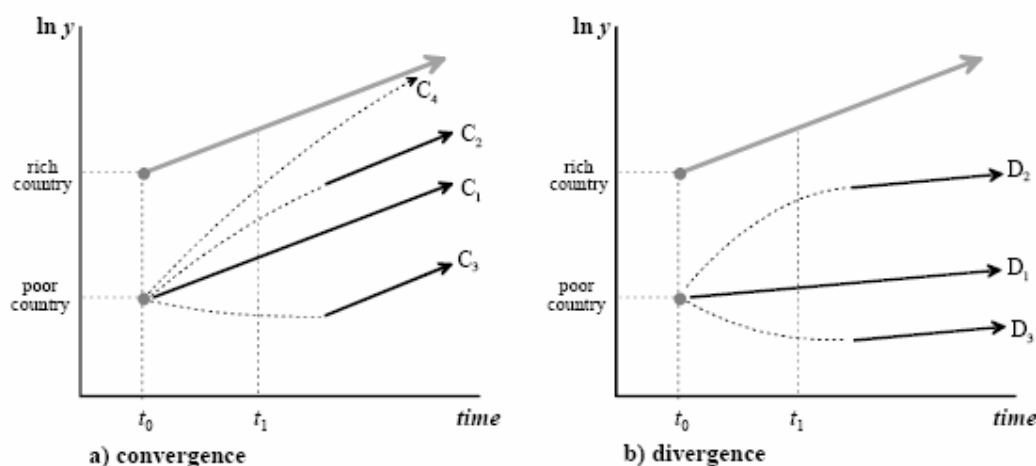
c) Fundamentar la existencia de *itinerarios de crecimiento diferentes*, que pueden conducir a diversas formas de convergencia/divergencia entre países pobres y ricos, según se expresa intuitivamente en el gráfico 1, donde la parte (a) representa las posibilidades de convergencia en tasas de crecimiento, e incluso en nivel, propias del enfoque neoclásico; y la parte (b) las posibilidades de divergencia permanente, en tasas de crecimiento, propias de los nuevos enfoques sobre el crecimiento.

d) Haber abierto la “caja negra” del residuo de Solow, explorando qué variables hay dentro de ella, y cómo se pueden “endogeneizar”, lo que ha permitido, además, sentar las bases de *políticas económicas activas*, encaminadas a fomentar el crecimiento.

e) La posibilidad de influir, no sólo en el *nivel* del producto, sino en la *tasas* de crecimiento de largo plazo, si bien esta distinción puede resultar demasiado sutil teóricamente y carente de efecto práctico, sobre todo para los países en desarrollo [Ruttam (1998), Temple (1999)].

¹ Véase el apartado 2.3

Gráfico 1



FUENTE: tomado de Lutz (2001), p. 5.

Las nuevas ideas sobre el crecimiento han producido una proliferación de enfoques teóricos y de aproximaciones empíricas, entre los que no resulta fácil discriminar o establecer su superioridad sobre el planteamiento neoclásico². En el contexto de este trabajo, interesa destacar aquellos que propugnan de forma explícita la ligazón entre *comercio y crecimiento*, a través de los diversos canales que posibilita la apertura internacional para que se difunda el conocimiento y el progreso técnico [Romer (1990), Grossman y Helpman (1991, 1994), Rivera-Batiz y Romer (1991)].

En concreto, se mencionan cuatro vías: 1) El intercambio internacional abre líneas de comunicación que facilitan la transmisión de información técnica; 2) la competencia internacional estimula a los empresarios locales a desarrollar nuevas ideas y tecnologías; 3) la integración internacional amplía el tamaño del mercado en el que actúan las firmas innovadoras, lo que a su vez representa un estímulo a la innovación ante la perspectiva de mayor negocio; 4) el comercio internacional favorece el desarrollo del capital humano, al provocar una reasignación de recursos productivos a favor de los sectores intensivos en dicho capital³.

2.2. EL GIRO HACIA POLÍTICAS ORIENTADAS AL EXTERIOR

Las crisis del petróleo –desde mediados de los años 70- y el estallido del problema de la deuda, en 1982, evidenciaron de una manera clara los límites de las políticas de sustitución de importaciones: crecimiento lento, brechas de ahorro y de divisas, exceso de capacidad en industrias fundamentales y empresas escasamente competitivas, siendo particularmente importantes en España los problemas de balanza de pagos, derivados de un mal comportamiento de la cuenta comercial exterior. Es común a estas políticas el resultado de que, a medida que se sustituyen bienes más complejos, aumentan más que proporcionalmente los requerimientos de importación de tecnología e *inputs* intermedios (y por tanto de divisas) necesarios para la producción nacional⁴.

Por el contrario, también por esos años, se impuso la evidencia del “éxito” de determinadas economías emergentes, que en los años 60 habían girado hacia políticas abiertas al exterior –notablemente, las situadas en el sureste de Asia-, entendiendo por tales aquellas que se expresan en apoyo a la actividad exportadora y en altas tasas de exportación. Fue precisamen-

² Estudios como Jones (1995), Durlauf y Quah (1999), Temple (1999) y Lutz (2001), entre otros, apoyan este punto de vista.

³ Esta caracterización sigue de cerca la realizada por Grossman y Helpman (1991); véase también Redding (1998).

⁴ Como ha señalado Baldwin (2000), p. 6: “De hecho, las políticas de sustitución de importaciones funcionaron bastante bien inicialmente”. De todos modos, no se pretende hacer aquí una valoración de las políticas de industrialización sustitutiva de importaciones; baste con el dato comprobado de su efecto adverso sobre el sector exterior. Para una valoración reciente más positiva en conjunto: Rodrik (1999) y Brutton (1998).

te a mediados de los años 70 cuando se promovieron amplios estudios de caso -como los desarrollados a impulsos del NBER [Bhagwati, (1978), Krüger (1978)]- que empezaron a documentar el positivo influjo, en una variedad de países en desarrollo, de las políticas abiertas al exterior. Y posteriormente, las investigaciones -de amplio impacto- promovidas por determinadas instituciones multilaterales [Banco Mundial (1987), FMI (1993), OMC (1998)] decantaron la preferencia de dichas instituciones hacia las políticas basadas en la promoción de exportaciones y en la liberalización de las relaciones internacionales⁵.

Un problema que afecta a los enfoques de estas instituciones y a la contrastación empírica de sus políticas es la frecuente imprecisión en el planteamiento de lo que se quiere contrastar. La tesis “fuerte” se relaciona con la política económica, y afirma que las políticas abiertas al exterior promueven un crecimiento más rápido que las cerradas. A veces por falta de claridad, y a veces por la complejidad del planteamiento completo, muchas mediciones empíricas se limitan a correlacionar una determinada medida de flujos exteriores (exportaciones, importaciones, inversiones directas) con el PIB; sin embargo para poder interpretar este resultado como fruto de una determinada orientación de la política económica, faltan importantes pasos intermedios. Así, la contrastación completa exigiría [Chantunya y Murinde (1998), p.88]:

- a) La definición de un indicador que ordene inequívocamente los países según el grado de apertura de sus políticas.
- b) El establecimiento de una correlación significativa entre el citado indicador y los flujos de comercio.
- c) El establecimiento de una correlación significativa entre los flujos de comercio y la tasa de crecimiento del PIB o medida equivalente.

En cuanto a lo primero, la confección de un indicador comúnmente aceptado y que sea eficiente en ordenar de modo inequívoco a los países según su grado de apertura, se ha demostrado una tarea complicada [Rodríguez y Rodrick (2001), Wacziarg y Welch (2003)].

⁵ Se ha calculado que el 80% de los Planes de Ajuste Estructural propuestos por el Banco Mundial incorporan condiciones de liberalización y apertura comercial exterior [Greenaway y Sapsford (1994), p.58, nota 3].

Una primera dificultad proviene de la notable variedad de posibles candidatos y de la multiplicitud de perspectivas desde la que pueden construirse: coeficientes de apertura, barreras arancelarias y no arancelarias, acuerdos bilaterales de pago, tipos de cambio y premios de mercado negro e índices compuestos de apertura, elaborados por diversos autores, como el muy citado de Sachs y Warner (1995)⁶. Una segunda dificultad surge del análisis de las propiedades de los citados indicadores, de entre las que se pueden destacar las dos siguientes: a) falta de correlación elevada entre ellos, lo que se traduce en que los ordenamientos de los países distan de coincidir, sin que además pueda demostrarse la superioridad de unos indicadores sobre otros [Pritchett (1991), Andriamananjara y Nash (1997)]; b) falta de robustez en los resultados ante alteraciones en su composición o en los países y los años de la muestra⁷.

A continuación debe establecerse que el citado indicador se asocia significativamente con el aumento de las corrientes comerciales⁸; es decir, que las políticas abiertas se traducen en un aumento de los intercambios con el exterior, una vez que se controlan otras variables como el tamaño del país, el nivel de desarrollo, el tamaño de su población...⁹ Y, finalmente, los flujos exteriores deben correlacionarse, positiva y significativamente, con la tasa de crecimiento del PIB en el largo plazo.

2.3. AVANCE EN LOS ENFOQUES EMPÍRICOS

A pesar de las buenas razones teóricas para preferir las políticas abiertas al exterior, la falta de conclusividad de los argumentos obliga a prestar gran atención a las contrastaciones empíricas [OMC (1998)]. Y, de hecho, las aproximaciones empíricas al asunto son numerosas y variadas. Al tiempo, ciertos avances en las téc-

⁶ Una presentación y discusión se encuentra, por ejemplo, en Andriamananjara y Nash (1997) y en Yanikkaya (2003).

⁷ Un ejemplo paradigmático de análisis crítico de estos índices se encuentra en Rodríguez y Rodrik (2001), donde se analizan en profundidad algunos de los papeles más importantes de esta literatura: Dollar (1992), Sachs y Warner (1995), Harrison (1996), Edwards (1998) y Frankel y Romer (1999).

⁸ Ante la falta de uniformidad y robustez de los resultados, es frecuente analizar una batería de indicadores y comparar los resultados, como se hace en el reconocido trabajo de Edwards (1998).

⁹ De nuevo una tarea nada fácil, pero imprescindible si se quiere argumentar con rigor. Un intento citado con frecuencia es Frankel y Romer (1999).

nicas cuantitativas han animado a los investigadores a seguir profundizando en los datos tanto para resolver determinadas lagunas de planteamientos anteriores cuanto para comprobar la robustez de los resultados.

Un repaso sintético de los enfoques aplicados puede ordenarse en las siguientes cinco categorías:

a) Análisis *descriptivo de casos*, en los que se analiza en profundidad un país. Los resultados suelen mostrar la importancia de las políticas orientadas al exterior. Algunos de los trabajos más influyentes en el ámbito de las políticas se encuentran en esta tradición [Bhagwati(1978), Krüger (1978), Banco Mundial (1987), FMI (1993)]. Recientemente, autores de la talla de Srinivasan y Bhagwati (2001) han reivindicado la necesidad del análisis *individual* de países (combinando, desde luego, teoría moderna y técnicas cuantitativas) para superar las insuficiencias, que ellos denuncian, de las regresiones multipaís; una postura que se distancia tanto de los partidarios incondicionales como de los críticos de los citados estudios.

b) Entre los enfoques más utilizados se encuentran los *estudios transversales* de países en los que se regresa el producto (o una medida equivalente) sobre un grupo de variables. La forma de especificación presenta diversas variantes, según estudios y autores. Una primera consiste en enmarcar el análisis en una función de producción aumentada con variables que recogen los flujos exteriores o el coeficiente de apertura, que actúan de regresores [por ejemplo, Tyler (1981), Kavoussi (1984), Ram (1987), Moscos (1989)].

Una segunda versión –menos “estructurada”– consiste en regresar el PIB, o medida similar, sobre uno o varios indicadores, representativos del grado de apertura comercial o del nivel de relaciones con el exterior, y comprobar el signo y la significatividad de sus coeficientes [entre otros, Voivodas (1973), Fajana (1979)].

Una tercera versión, más elaborada, que ha tenido influjo en diversos investigadores, se fundamenta en la propuesta de Gerson Feder (1982) que distingue dos sectores en la economía, uno exportador y otro no exportador. La mayor productividad que muestra el sector exportador implica que la apertura comercial tenga un influjo positivo sobre el crecimiento del producto, por una doble vía: la directa de

las propias exportaciones, y la indirecta a través del incremento de eficiencia que dichas exportaciones inducen en el sector no exportador. Un enfoque que se emplea también en Kohli y Singh (1989), entre otros.

Hay una marcada tendencia en los estudios que adoptan estos enfoques transversales a corroborar una relación, positiva y significativa, entre el producto y las medidas de apertura o de rendimiento exterior, lo que, hasta comienzos de los años 80, ofreció un sólido soporte empírico a los gobiernos e instituciones multilaterales que, desde tiempo atrás, venían optando por políticas abiertas y orientadas al fomento de las exportaciones.

De todos modos, a finales de los años 70, el avance teórico y empírico en los métodos cuantitativos levantó dudas razonables acerca de la fiabilidad de los resultados obtenidos con estos procedimientos. Se objetaba que los análisis de regresión pueden sufrir sesgo de *simultaneidad* (que –entre otros problemas– debilita el alcance teórico de los resultados, al no poder establecerse con seguridad la dirección del influjo: del PIB al sector exterior, o viceversa); o sesgo de *variables omitidas*, o sesgo por *errores de medida*. Además, los citados estudios *no incorporaban variables representativas de la política económica*, ya que, por la naturaleza del marco teórico, se incluían variables de resultados, como las exportaciones, las importaciones o transformaciones de ellas, aparte de otras que son necesarias en un marco de contabilidad del crecimiento, como el capital y el trabajo. Y, finalmente, según ha argumentado Sheehy (1990), otro gran problema que debilitaba estos análisis era la evidencia de que las variables de comercio ni eran las únicas, ni tal vez las principales, que en el citado marco teórico aparecen relacionadas de forma positiva y significativa con el crecimiento.

c) Algunas de estas limitaciones han encontrado un tratamiento idóneo en los enfoques de *ecuaciones simultáneas*, que permiten controlar el problema de simultaneidad que aqueja a los planteamientos transversales con mínimos cuadrados ordinarios, como propone, por ejemplo, van den Berg (1996). O la utilización de técnicas de *datos de panel* que permiten controlar algunas variables país posiblemente omitidas, incluyendo en la especificación un

término que recoja los efectos individuales¹⁰. En contrapartida, se advierte que los resultados obtenidos son bastante más mezclados y ambiguos en relación con la aceptación de la hipótesis *export led growth*; lo que suscita dudas sobre la robustez de muchos de los resultados empíricos favorables, alcanzados anteriormente con otras metodologías.

d) El desarrollo de *otras técnicas recientes* – que utilizan series temporales y vectores autorregresivos- ha permitido afrontar algunos retos importantes. Entre ellos, mencionaremos: 1) El problema de las correlaciones espurias en series no estacionarias, analizado por Granger y Newbold (1974), y que puede cuestionar de modo notable los resultados obtenidos en muchos de los estudios empíricos que no han tratado este problema. 2) La posibilidad de establecer relaciones de equilibrio de largo plazo entre variables integradas, mediante la utilización de técnicas de cointegración y de modelos de corrección del error. 3) La posibilidad de ir más allá de la correlación contemporánea entre las variables, estableciendo un sentido de causalidad y los tests para contrastarla, según han propuesto autores como Granger y Sims. En este aspecto, el muy citado trabajo de Jung y Marshall (1985) marca la divisoria con los enfoques anteriores, al introducir el análisis causal en el problema que estamos estudiando. Ciertamente, hay diversas interpretaciones filosóficas, y las definiciones operacionales de causalidad pueden no satisfacer las exigencias de los filósofos, pero son una propuesta importante en nuestro contexto para asignar un sentido definido a las correlaciones.

Un pasivo importante de estas técnicas es su sensibilidad a la forma de especificación de los modelos y al método de estimación elegido. No obstante lo cual, han sido las utilizadas en este trabajo, una vez adoptadas las cautelas que se derivan de la discusión que se lleva a cabo más adelante¹¹.

e) Finalmente, de modo más reciente, se han desarrollado *enfoques aplicados microeconómicos*, que buscan responder a algunas de las cuestiones centrales planteadas desde una perspectiva del comportamiento de las empresas. En general, son estudios con un alto grado

de fundamentación en modelos microeconómicos de la economía industrial y con empleo de una variedad de técnicas tanto paramétricas como no paramétricas. Los resultados tienden a avalar la hipótesis de que son las empresas más eficientes las que exportan, aunque no se excluye en algunos de estos estudios, que a su vez, la exportación haga a las empresas más eficientes [véanse, por ejemplo, Aw, Chung y Roberts (1997), Clerides et al.(1998), y, para España, Fariñas, Delgado y Ruano (2002)].

3. El caso español

La tercera parte del trabajo se dedica a analizar el caso de España, comenzando por un breve análisis de los estudios previos, que utilizan un enfoque similar al aquí presentado.

En general se acepta la existencia de una relación causal entre exportaciones y crecimiento, aunque como se comprobará en la breve presentación que se realiza a continuación, los resultados están lejos de ser unánimes o de prestarse a una interpretación inequívoca.

3.1. ESTUDIOS PREVIOS

Balaguer y Cantavella (2001, 2004a, 2004b, 2004c) han llevado a cabo varias aproximaciones al problema que se está analizando. En Balaguer y Cantavella (2001) se contrasta la relación entre exportaciones y renta interna a lo largo del período 1901-1999, usando datos anuales en términos reales. Para ello, analizan el orden de integración de las series, mediante los tests de DFA y Phillips-Perron, abordan la existencia de relaciones de cointegración a través del método de Johansen, y aplican el test estándar de Granger al estudio de la causalidad en el contexto de un MCE. El resultado, un tanto inesperado desde el punto de vista de las hipótesis teóricas, es que en España, durante el siglo XX, se rechaza la hipótesis del crecimiento impulsado por las exportaciones (*export-led growth*, ELG en adelante) en favor de la causalidad inversa, desde la renta a las exportaciones (p. 683). A continuación, dividen el amplio período en dos submuestras: 1901-1958 y 1959-1999, que analizan utilizando las mismas técnicas que se acaban de comentar. Los resultados indican que en el primer subperíodo no se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia

¹⁰ Un ejemplo destacado con frecuencia es Harrison (1996); por su parte, Greenaway, Morgan y Wright (1997 y 2002) utilizan técnicas de panel con diversas especificaciones.

¹¹ Se deja para el apartado 3.1 la discusión de la todavía escasa literatura sobre España, que ha utilizado un enfoque parecido, y cuyos resultados no son unánimes.

de causalidad en ambas direcciones; mientras que en el segundo se comprueba una relación causal de corto plazo que discurre desde las exportaciones al crecimiento de la renta, confirmando al menos parcialmente, la hipótesis ELG. Aunque los autores no profundizan en esta disparidad, una interpretación razonable sería atribuirle a los importantes cambios estructurales acaecidos en la economía española en la segunda mitad del siglo XX.

Los citados autores vuelven a analizar, en un nuevo trabajo, casi todo el siglo XX español (Balaguer y Cantavella, 2004 b) con algunas variantes dignas de mención. El examen lo llevan a cabo con datos anuales, en términos reales, para el producto y las exportaciones españolas desagregadas en varios sectores, y dos subperíodos, que caracterizan -a grandes trazos- dos regímenes comerciales, proteccionista y abierto, respectivamente. El primero discurre entre 1910-1960, y en él las exportaciones se desagregan en 3 sectores: agricultura y alimentos, primarios, y manufacturas. El segundo comprende 1961-2000, y las exportaciones se desagregan en 5 sectores: agricultura y alimentación, 2 primarios (energéticos y semimanufacturas) y 2 de manufacturas (consumo y capital). A partir estos datos, se realizan dos conjuntos de análisis econométricos. Primero, se estudia el orden de integración de las series, la existencia de relaciones de cointegración y la causalidad tipo Granger. Durante el primer subperíodo, se comprueba que no existen relaciones de cointegración ni de causalidad a corto plazo. En el segundo subperíodo, los resultados son más ricos y complejos: así, se obtiene evidencia de dos relaciones de cointegración entre las variables incluidas en el VAR, eligiéndose para realizar el análisis causal aquella que mejor se ajusta al MCE. El análisis causal muestra relación bidireccional entre los bienes agrarios y el producto y entre los bienes de consumo y el producto; además existe una relación de corto plazo que va desde el producto a las exportaciones de energéticos, semimanufacturas y bienes de capital. Estos resultados son interesantes, pero no permiten obtener claridad respecto a las implicaciones de la hipótesis ELG que se quiere analizar. Para reforzar el análisis, los autores realizan un segundo conjunto de comprobaciones: la función impulso-respuesta (FIR) y la descomposición de la varianza. Los resultados arrojan una luz que tiene interés para comprender algunos aspectos de la evolución de la producción y el sector exterior de España, y en este sentido, son valiosos para la política económica. Pero

tienen la debilidad de que no corroboran los resultados para el segundo período, obtenidos en Balaguer y Cantavella (2001) –confirmatorios de ELG, lo que requiere seguir profundizando en el asunto.

Balaguer y Cantavella (2004a) también analizan la segunda mitad del siglo XX, con datos anuales agregados del período 1961-2000, introduciendo en la especificación del VAR –además del producto y las exportaciones– una tercera variable, indicativa del cambio estructural, y definida como la razón de las exportaciones industriales de semimanufacturas, bienes de consumo y bienes de capital sobre el total de exportaciones. A través de los procedimientos habituales, ya comentados, constatan la existencia de una relación de cointegración significativa entre las tres variables y comprueban la existencia de causalidad, en el sentido de Granger, desde las exportaciones y el cambio estructural hacia la renta, confirmando así la hipótesis ELG.

Finalmente, en el marco de un análisis multi-país, referido a 12 miembros de la Unión Europea, Balaguer y Cantavella (2004c) vuelven a ocuparse del caso español. Para obtener muestras que sean suficientemente comparables, el estudio se ciñe a datos anuales del período 1976-2000 (que en el caso de España es de 1984 a 2000). Como en el papel anterior, se define un VAR trivariante, donde la variable de cambio estructural se aproxima por la razón de las exportaciones industriales de tecnología media y alta al total de exportaciones de bienes. Otra novedad es la utilización del método propuesto por Toda y Yamamoto (1995) en el análisis de causalidad, que no requiere para su aplicación que las series sean integradas o cointegradas. Los resultados no son los esperados teóricamente, puesto que la hipótesis ELG no se mantiene para ninguno de los 12 países analizados, y en el caso español, más bien existe evidencia de que el desarrollo ha favorecido el cambio estructural y, a su vez, éste ha impulsado el crecimiento de las exportaciones (pp. 6 y 7). No se analizan las razones de esta debilidad general de la hipótesis ELG ni de la particular referida a España, que aparentemente contradice lo obtenido en papeles anteriores de los mismos autores; nuevamente, puede sospecharse que los cambios acaecidos en nuestra economía a mediados de los años ochenta pueden ser una causa. En cualquier caso, estos resultados son semejantes a los obtenidos en nuestro trabajo, para unos años similares, si bien con datos trimestralizados.

Finalmente, se reseña Expósito (2002) donde –entre otras aproximaciones– se emplea la metodología VAR y los análisis de cointegración y causalidad para comprobar si se cumple en España la hipótesis de la relación entre exportaciones y crecimiento. El período analizado comprende 1964-1997, con datos anuales, en pesetas de 1986, para el PIB, las exportaciones, las importaciones y la productividad total de los factores (PTF). Los pasos del estudio son los habituales: análisis del orden de integrabilidad de las series, utilizando los tests de DFA y de Phillips-Perron; análisis de cointegración según el método de Johansen, y análisis de causalidad en el sentido de Granger, en el marco de un MCE. Además para comprobar la robustez de los resultados a los supuestos del análisis de Granger, utiliza también el método propuesto por Hsiao, que vuelve a confirmar las conclusiones obtenidas. En concreto, se comprueba una relación causal significativa, de largo plazo, desde las exportaciones e importaciones al producto y a la PTF, lo que sin duda corrobora para España la hipótesis del crecimiento impulsado por las relaciones comerciales con el exterior. Este resultado, sin duda importante, coincide en lo fundamental, con lo obtenido en Balaguer y Cantavella (2001, 2004a), para la segunda mitad del siglo XX.

3.2. PLANTEAMIENTO DEL TRABAJO

Los desarrollos realizados hasta aquí nos permiten ahora recoger algunas de las principales ideas para plantear la contrastación empírica del caso de España. En concreto, destacamos las siguientes:

a) En el marco de las nuevas teorías del crecimiento y del comercio, el motor del crecimiento es el *progreso técnico* en diversas variantes, en tanto que la apertura e *integración internacional* se considera el vehículo para la difusión y desarrollo de ese progreso técnico. Concretamente, aquí se ha optado por las exportaciones (en una primera aproximación) como el impulsor indirecto de dicho progreso, tanto por lo que representan en sí mismas, como por los efectos sobre las importaciones. Todo ello implica circulación de conocimiento, conocimiento incorporado en los bienes y posibilidad de aprendizaje a través de la ingeniería inversa, por enumerar algunas de las vías de penetración del conocimiento tecnológico.

b) Buscamos una *relación de largo plazo*, que es la pertinente para el problema analizado, que tiene que ver con la aceleración de la tasa de crecimiento de largo plazo y el desplazamiento del estado estacionario. Para ello, las técnicas de *cointegración* parecen adecuadas puesto que se orientan a captar la existencia de relaciones de largo plazo en variables integradas, como son las económicas que estamos tratando.

c) Se pretende, por una parte, ir más allá de las solas relaciones de correlación y evitar además el problema de correlaciones espurias cuando se trata con series no estacionarias¹²; y por otra, se intenta establecer un sentido de la *causalidad*, superando la ambigüedad de los planteamientos que no tienen en cuenta la posible existencia de simultaneidad. Para estos fines, el test de causalidad propuesto por Granger parece un enfoque pertinente, no obstante las objeciones a que puede dar lugar tanto filosófica como económicamente¹³.

d) Finalmente, los problemas de los análisis transversales o multipaís que se han comentado invitan a centrarse en *un solo país*, aunque utilizando las técnicas cuantitativas más recientes para superar el simple nivel descriptivo del estudio de caso.

Por tanto, en las páginas que siguen se analizará la relación entre las exportaciones y el PIB, en España, empleando técnicas de cointegración y de análisis causal. Además, para discutir algunos problemas especialmente relevantes del procedimiento de Johansen, se procede a un análisis de simulación que permita comprobar la idoneidad de las especificaciones adoptadas.

3.3. ANÁLISIS UNIVARIANTE Y DE INTERVENCIÓN

Con el fin de evitar la estimación de regresiones espurias, consecuencia de trabajar con series no estacionarias, el primer paso –dentro del análisis empírico– ha consistido en determinar el orden de integración de las variables de interés, mediante el análisis univariante de las mismas. En segundo lugar se investiga la posible existencia de un equilibrio a largo pla-

¹² Granger y Newbold (1974).

¹³ Desde un punto de vista filosófico, véanse los comentarios de Vercelli (1991), y desde el punto de vista econométrico, las objeciones de Guisán (2003).

zo entre las series mediante análisis de cointegración. Por último, y dependiendo de los resultados obtenidos en los pasos previos, analizamos la existencia y dirección de causalidad entre exportaciones y PIB.

Los datos empleados en el análisis son datos trimestrales de Producto Interior Bruto (PIB) y exportaciones de bienes y servicios (EX) a precios constantes para el periodo 1980:I-2004:II, procedentes de la contabilidad trimestral de España (INE).

Los datos trimestrales¹⁴ permiten obtener muestras más amplias, proceder avalado por la convicción de los expertos de que se requieren al menos 50 observaciones para que los tests presenten buenas propiedades¹⁵; y, al mismo tiempo, ofrecen mayores garantías de no incorporar cambio estructural, puesto que, para alcanzar una dimensión adecuada, se requiere una menor extensión de años.

En contrapartida, deben notarse dos inconvenientes: uno es la aparición de estacionalidad, cuyo tratamiento (desestacionalizar o incorporar variables dummies, por ejemplo) no encuentra unanimidad; aquí se ha optado por desestacionalizarlas mediante el método multiplicativo $X-11$, y transformarlas en logaritmos con el fin de inducir un mayor grado de linealidad en las mismas. Otro inconveniente es que las observaciones trimestrales, frente a las anuales, tienden a potenciar la relación contemporánea, frente a la de "precedencia" que es el fundamento de la causalidad tipo Granger (van den Berg, 1996).

Los cuadros 1 y 2 presentan los modelos estocásticos univariantes y de intervención para las series temporales de PIB y EX respectivamente, según la metodología desarrollada en Box y Jenkins (1994) y Box y Tiao (1975). En cada caso se presenta el valor de los parámetros estimados y sus correspondientes desviaciones típicas entre paréntesis. Asimismo se presenta el valor de la media de los residuos (\bar{a}), la desviación típica residual estimada ($\hat{\sigma}_a$) y el valor del estadístico Q de Ljung y Box (1978).

En ambos casos ha sido necesaria la adopción de una diferencia regular¹⁶ para alcanzar estacionariedad en media, lo que sugiere que ambas series son integradas de orden 1, $I(1)$. El análisis univariante, además, puso de manifiesto la presencia de anomalías claras tipo impulso (I) de signo positivo, en la serie de PIB en el segundo trimestre de 1986 y cuarto trimestre de 1990. En el caso de la serie de exportaciones aparece una anomalía de tipo escalón (E) y con signo negativo, en el primer trimestre de 1986, coincidiendo con la entrada de España en la Unión Europea¹⁷. Dado que tales anomalías podrían influir en los resultados al analizar las relaciones entre estas dos variables, a partir de aquí se trabajará con las series depuradas, que serán nombradas como $NPIB_t$ y NEX_t .

¹⁴ Como se ha comentado al principio, esta es una novedad del presente estudio, ya que hasta la fecha, y que nosotros sepamos, se han utilizado datos anuales. En Alguacil y Orts (2002) se utilizan datos trimestrales pero para la relación entre exportaciones e inversión directa.

¹⁵ Véase Granger (1969) así como Wälde y Wood (2004), p.10, nota 16.

¹⁶ La diferencia regular viene representada por $\Delta = 1 - L$ donde L es el operador de retardos.

¹⁷ El efecto sobre las exportaciones españolas de la entrada en la Unión Europea es un tema ampliamente debatido, sobre el que no hay acuerdo entre los investigadores en si se produjo un cambio puramente transitorio o un *shock* que provocó un cambio estructural. Un buen resumen de la polémica y una nueva contrastación con datos desagregados de comercio español, puede encontrarse en Montañes y Sanso (2000), cuyos resultados avalan la presencia de un cambio estructural.

Cuadro 1

Modelo estocástico univariante y de intervención para la serie PIB

$$\begin{aligned} \text{LnPIB}_t &= 0,0213 \zeta_t^{I,86:II} + 0,0423 \zeta_t^{I,90:IV} + \text{NPIB}_t \\ &\quad (0,0041) \quad (0,0042) \\ (1 - 0,4037L^3)\Delta\text{NPIB}_t &= 0,0066 + a_t, \quad \bar{a} (\%) = 0,01, \quad \hat{\sigma}_a (\%) = 0,63 \\ &\quad (0,0945) \quad (0,0011) \quad (0,06) \\ Q(7) &= 5,93 \\ \text{Residuos anómalos: } &2,06 \% (4,56 \% \text{ esperado}) \end{aligned}$$

Cuadro 2

Modelo estocástico univariante y de intervención para la serie EX

$$\begin{aligned} \text{LnEX}_t &= -0,1266 \zeta_t^{E,86:I} + \text{NEX}_t \\ &\quad (0,0333) \\ \Delta\text{NEX}_t &= 0,0178 + (1 - 0,1720L) a_t, \quad \bar{a} (\%) = 0,00, \quad \hat{\sigma}_a (\%) = 3,08 \\ &\quad (0,0026) \quad (0,1083) \quad (0,31) \\ Q(7) &= 5,56 \\ \text{Residuos anómalos: } &7,22 \% (4,56 \% \text{ esperado}) \end{aligned}$$

3.4. COINTEGRACIÓN Y CAUSALIDAD

Debido a que las series empleadas son $I(1)$, y por tanto no estacionarias en nivel, existe la posibilidad de que sean cointegradas de orden (1,1), en cuyo caso podríamos estimar un vector autorregresivo, en términos de corrección del error (MCE), que nos permitiría analizar la presencia y dirección de causalidad tanto a corto como a largo plazo. En contraste con algunos trabajos empíricos previos, referidos a España¹⁸, el análisis de cointegración realizado en el presente trabajo no obtiene evidencia clara de la existencia de un equilibrio de largo plazo entre el PIB y las exportaciones de España. El cuadro 3 muestra los resultados de aplicar el test de cointegración de la *traza* (TR) y del *máximo valor propio* (ME) desarrollados

por Johansen (1988). El orden del MCE se ha elegido atendiendo a dos criterios¹⁹, el criterio CS propuesto por Schwarz (1978) y el criterio EPF (error de predicción final) de Akaike (1969). Dado que las series analizadas presentan una clara tendencia positiva en nivel parece razonable incluir un término constante no restringido (caso III)²⁰ en el MCE. Sin embargo debido a la posibilidad de que dicha constante esté restringida a la relación de cointegración,

¹⁹ Giles y Mirza (1999) recomiendan el empleo de CS y EPF de forma conjunta para la determinación del orden del MCE, ya que el criterio CS tiende a infraestimar el verdadero orden del MCE y el criterio EPF a sobreestimarlos; y, debido a la mayor sensibilidad del test de Johansen a la infraparametrización (véanse Gonzalo, 1994; Cheung y Lai, 1993), estos autores sugieren el empleo de EPF en casos en los que ambos criterios den un resultado muy dispar, y el empleo de CS en el resto de casos, por su mayor consistencia.

²⁰ Véase el apartado 4.1 para una discusión de los distintos casos en función de la especificación de componentes deterministas dentro del MCE.

¹⁸ Véanse los trabajos citados en la nota 12.

se presentan además los resultados del test para un MCE que incluye únicamente un intercepto dentro del vector de cointegración (caso II). Esta última especificación del MCE podría conducirnos a conclusiones inadecuadas, dado que supone la ausencia de tendencia lineal en las series de PIB y EX de España en nivel. Este

supuesto, que implica un crecimiento nulo en las variables, es difícilmente sostenible dado que, en el periodo analizado, la tasa media de crecimiento trimestral de las series de PIB y EX ha sido de un 0,68 % y 1,72 % respectivamente.

Cuadro 3 Resultados del test de la traza y del máximo valor propio

		Estadístico		Valor crítico ⁽¹⁾		Estadístico LM ⁽²⁾		
		TR	MV	TR	MV	k=1	k=2	k=3
Caso III	H ₀ : r = 0	9,4609	9,1908	15,41	14,07	6,46	8,63	3,09
	H ₀ : r ≤ 1	0,2701	0,2701	3,76	3,76	(0,17)	(0,07)	(0,54)
Caso II	H ₀ : r = 0	27,3569	21,4870	19,96	15,67	7,10	8,57	3,17
	H ₀ : r ≤ 1	5,8699	5,8699	9,24	9,24	(0,13)	(0,07)	(0,53)

NOTAS: (1) Valores críticos al 5% de significación de Osterwald-Lenum (1992).

(2) Estadístico multivariante para la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación en los residuos de orden k.
Valor – p entre paréntesis.

Como puede observarse en el caso en el que suponemos la presencia de una constante no restringida, los valores obtenidos del estadístico TR y MV no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración al 5% de significación. Asimismo, aplicando el *Principio de Pantula* sugerido en Johansen (1992), de nuevo los resultados nos llevarían a concluir la ausencia de cointegración y la presencia de tendencia lineal en los datos. Únicamente podríamos aceptar la existencia de un vector de

cointegración si tuviéramos sólo en cuenta el caso II, y estuviéramos por tanto dispuestos a aceptar que el PIB y las exportaciones españolas han tenido un crecimiento nulo durante el periodo analizado. En caso contrario, al no poder estimar un MCE debemos aplicar el test de causalidad de Granger sobre un vector autorregresivo (VAR) de las series en primeras diferencias. El cuadro 4 muestra los resultados de aplicar el test de Granger sobre un VAR de orden tres, mediante el estadístico *F*.

Cuadro 4 Test de causalidad de Granger

Hipótesis nula	Estadístico - <i>F</i>	Valor - <i>p</i>	Test LM ⁽¹⁾		
			k=1	k=2	k=3
H ₀ : ΔNEX_t no causa a $\Delta NPIB_t$	0,5369	0,66	8,44	8,76	4,09
H ₀ : $\Delta NPIB_t$ no causa a ΔNEX_t	0,3627	0,78	(0,08)	(0,07)	(0,39)

NOTAS: (1) Estadístico multivariante para la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación en los residuos de orden k.
Valor – p entre paréntesis.

En ninguno de los dos sentidos, los valores obtenidos del estadístico F permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de causalidad al 5 % de significación.

4. Simulación de Montecarlo y análisis de resultados

Como se ha mostrado en el apartado anterior, los resultados de los análisis de cointegración y causalidad son muy sensibles a la forma de especificar los componentes deterministas en el MCE. Es este un problema importante al que no se le presta la debida atención en las contrastaciones empíricas, aunque su influjo en los resultados ha quedado comprobado en la literatura internacional [Gilles y Williams (2000a y 2000b)]. A fin de analizar esta cuestión, el trabajo ofrece un conjunto de simulaciones que permiten calibrar los efectos de especificaciones alternativas sobre las relaciones entre las variables, un ejercicio que, con esta perspectiva y en este contexto, se realiza por primera vez para España.

4.1. COMPONENTES DETERMINISTAS EN EL TEST DE JOHANSEN

Formalmente el enfoque propuesto por Johansen para el contraste de cointegración entre los p elementos de un vector X_t , parte de un vector autorregresivo de orden k definido por:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T \quad (1)$$

para valores iniciales X_{-k+1}, \dots, X_0 dados y donde ε_t es una secuencia de variables estocásticas *i.i.d.* con media cero y matriz de covarianzas Ω . Los elementos deterministas del proceso – tales como constantes y/o tendencias lineales – quedan recogidas en D_t . Este VAR puede ser representado como un modelo de corrección de error (MCE), de manera que:

$$\Delta X_t = \Pi \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T \quad (2)$$

en donde $\Pi = -I + \sum_{i=1}^k \Pi_i$ y $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Pi_j$,

y donde $\Delta = (1 - L)$ siendo L el operador de retardo. Si las raíces del polinomio característico $|\Pi(L)|$ están fuera del círculo unitario o son iguales a uno, entonces los p elementos de X_t son $I(1)$. En ese caso la matriz Π es de rango reducido $r < p$ y puede descomponerse como el producto de dos matrices de orden $p \times r$ tal que $\Pi = \alpha \beta' + \beta' X_t$ es $I(0)$.

Si además la matriz $\alpha' \Gamma \beta_\perp$ tiene rango completo, en donde $\Gamma = I - \Gamma_1, \dots, \Gamma_k$ y las matrices $\alpha_\perp, \beta_\perp$ son ambas matrices de orden $p \times (p-r)$ tal que $\alpha'_\perp \alpha = 0$ y $\beta'_\perp \beta = 0$, entonces (2) admite la siguiente representación media móvil [Teorema de representación de Granger: Engle y Granger (1987)]:

$$X_t = C \sum_{i=1}^t (\varepsilon_i + D_i) + C(L)(\varepsilon_t + \Phi D_t) + A \quad (3)$$

donde $C = \beta_\perp (\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp)^{-1} \alpha'_\perp$ y el término $A = \beta_\perp (\beta'_\perp \beta_\perp)^{-1} \beta'_\perp X_0$ depende de los valores iniciales dados. Esta representación muestra que el proceso X_t contiene en general una tendencia determinista dada por

$$C \Phi \sum_{i=1}^t D_i + C(L) \Phi D_t.$$

Johansen propone un método para estimar por máxima verosimilitud los vectores de cointegración (β) y la matriz de coeficientes de ajuste al equilibrio (α), así como dos tests de ratio de verosimilitudes que permiten contrastar el rango de Π , el estadístico de la *traza* (TR) y el del *máximo valor propio* (MV). En la práctica, este procedimiento presenta varias dificultades asociadas a la especificación inicial del MCE (2) que pueden dar lugar a resultados diversos. Básicamente, una adecuada especificación del MCE que proporcione resultados fiables sobre la existencia de un equilibrio a largo plazo entre las variables de interés, requiere, en primer lugar, la elección del valor de k o especificación de la dinámica a corto plazo; con este fin, el investigador cuenta con gran número de criterios posibles entre los que elegir²¹. En segundo lugar la presencia o no de componentes deterministas en (2) juega un papel importante dado que la distribución asintótica de los tests TR y ME depende de la misma.

²¹ Ver Lütkepohl (1985) para una comparación de distintos criterios en la elección del orden de modelos VAR.

En términos generales, puede suponerse que ΦD_i es la suma de un término constante (μ_0) y una tendencia lineal determinista ($\mu_1 t$) de manera que resultan 5 casos o modelos distintos bajo la siguiente descomposición de los términos μ_0 y μ_1 :

$$\mu_i = \alpha \rho_i + \alpha_{\perp} \gamma_i, \quad i = 0, 1 \quad (4)$$

en donde $\rho_i = (\alpha' \alpha)^{-1} \alpha' \mu_i$ y $\gamma_i = (\alpha'_{\perp} \alpha_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp} \mu_i$. El cuadro 5 muestra las distintas especificaciones del término determinista en cada uno de los casos posibles así como la representación AR del MCE resultante²².

Como puede observarse, el caso I es el más restrictivo de todos, pues supone ausencia de componentes deterministas en los datos, por lo que $E[\Delta X_t] = 0$ y $E[\beta' X_t] = 0$ de manera que implica ausencia de crecimiento en X_t y constante nula en cada una de las relaciones de cointegración. El caso II contiene únicamente una constante restringida a las relaciones de cointegración de forma que los datos no presentan tendencia lineal determinista, en cuyo caso $E[\Delta X_t] = 0$. El caso III permite la presencia de un término constante no restringido, implicando la presencia de tendencia lineal en los datos. La representación MA del MCE en este caso viene dada por la siguiente expresión²³:

$$X_t = C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + C \mu_0 t + C(L)(\varepsilon_t + \mu_0) + A \quad (5)$$

Por su parte, el caso IV admite una tendencia lineal restringida a las relaciones de cointegración además de una constante no restringida. Por último el caso V incluye una tendencia lineal determinista y una constante, no restringidas. Este caso supone la presencia de tendencia cuadrática además de lineal en el nivel de los datos tal y como se desprende de la representación MA del MCE²⁴:

$$X_t = C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + \frac{1}{2} C \mu_1 t^2 + C(\mu_0 + \frac{1}{2} \mu_1) t + C(L)(\varepsilon_t + \mu_0 + \mu_1 t) + A \quad (6)$$

Basado en un método desarrollado por Pantula (1989) en la determinación del número de raíces unitarias presentes en modelos autorregresivos univariantes, Johansen (1992 y 1995, cap. 12) sugiere un procedimiento para determinar simultáneamente el número de vectores de cointegración y la presencia o ausencia de componentes deterministas en el MCE. Este procedimiento, denominado *Principio de Pantula*, es útil en dos situaciones. La primera de ellas se produce cuando el examen visual de los datos no permite aclarar la necesidad de incluir una constante no restringida (caso III) o restringida (caso II). La segunda se produce cuando hay dudas sobre la inclusión de una tendencia lineal no restringida (caso V) o restringida (caso IV). En la primera de las situaciones, el procedimiento consistiría en contrastar el siguiente conjunto de hipótesis nulas de forma secuencial:

$$H_{II}(0), H_{III}(0), H_{II}(1), H_{III}(1), \dots, H_{II}(n-1), H_{III}(n-1) \quad (7)$$

en donde $H_i(r)$ es la hipótesis nula de que existen al menos r vectores de cointegración dado el caso i . El proceso se detiene en la primera hipótesis nula no rechazada, obteniéndose así el número de vectores de cointegración (r) y el modelo que mejor recoge las propiedades de los componentes del vector X_t . En gran parte de trabajos empíricos, este procedimiento no se limita a las dos situaciones mencionadas, sino que se aplica sobre el conjunto total de casos posibles, lo cual puede conducir a resultados erróneos en algunos casos como veremos a continuación.

²² El proceso de estimación de los vectores de cointegración y sus propiedades así como la de los test TR y ME para el caso I puede encontrarse en Johansen (1988). Para los casos II y III ver Johansen y Juselius (1990) y Johansen (1991). Los casos IV y V son tratados en Johansen (1994). Para el conjunto de todos ellos, véase Johansen (1995).

²³ Nótese que el caso II es un caso particular del caso III en el que $\alpha_{\perp} \mu_0 = 0 \Rightarrow C \mu_0 = 0, \mu_0 = \alpha \rho_0$.

²⁴ El caso IV es un caso particular del caso V en el que $\alpha_{\perp} \mu_1 = 0 \Rightarrow C \mu_1 = 0, \mu_1 = \alpha \rho_1$.

Cuadro 5
Diferentes especificaciones del término determinista

Casos	Componente determinista ΦD_t	MCE (representación AR)
V:	$\alpha\rho_0 + \alpha_{\perp}\gamma_0 + (\alpha\rho_1 + \alpha_{\perp}\gamma_1)t$	$\Delta X_t = \alpha(\beta'X_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha_{\perp}\rho_0 + \alpha_{\perp}\rho_1 t + \varepsilon_t$
IV:	$\alpha\rho_0 + \alpha_{\perp}\gamma_0 + \alpha\rho_1 t$	$\Delta X_t = \alpha(\beta'X_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha_{\perp}\rho_0 + \varepsilon_t$
III:	$\alpha\rho_0 + \alpha_{\perp}\gamma_0$	$\Delta X_t = \alpha(\beta'X_{t-1} + \rho_0) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha_{\perp}\rho_0 + \varepsilon_t$
II:	$\alpha\rho_0$	$\Delta X_t = \alpha(\beta'X_{t-1} + \rho_0) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$
I:	0	$\Delta X_t = \alpha\beta'X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$

4.2. SIMULACIÓN DE MONTECARLO

Con el fin de analizar el efecto de una mala especificación de los componentes deterministas sobre la determinación del número de vectores de cointegración y sobre la estimación de los mismos, se han realizado varios ejercicios de simulación mediante el método Montecarlo. También se analiza si el denominado *Principio de Pantula* permite determinar, de forma correcta, el número de vectores de cointegración así como la presencia o no de componentes deterministas. En esta sección presentamos los resultados concernientes a los casos II, III y IV dado que I y V no son representativos de variables económicas.

Tres procesos generadores de datos (PGD) distintos han sido empleados a lo largo de la simulación. Todos ellos consisten en MCE bivariantes $X_t = (X_{1t}, X_{2t})'$, de orden 1 ($k=1$), en

donde el rango de la matriz de coeficientes de largo plazo (Π) es uno:

$$\Delta X_t = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ 0 \end{pmatrix} (1 \quad \beta_1) X_{t-1} + \begin{pmatrix} \mu_{01} \\ \mu_{02} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{11} \\ \mu_{12} \end{pmatrix} t + \varepsilon_t, \quad (8)$$

$$\varepsilon_t \equiv iid N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \theta\sigma_1\sigma_2 \\ \theta\sigma_2\sigma_1 & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \right]$$

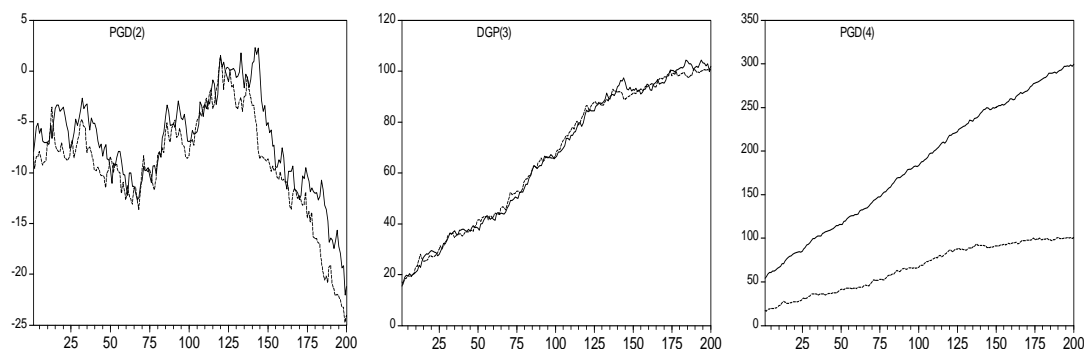
En los tres casos se han tomado los valores $\alpha_1 = -0,25$, $\beta_1 = -1$ de manera que la variable X_{2t} es débilmente exógena. Con el fin de facilitar el análisis hemos fijado los parámetros de la matriz de varianzas y covarianzas del término de error tal que $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 1$ y $\theta = 0$. El siguiente cuadro muestra los valores asignados a μ_0 y μ_1 en los distinto PGD:

Cuadro 6
Parámetros de los PGD

	$\mu_0 = (\mu_{01} \quad \mu_{02})'$	$\mu_1 = (\mu_{11} \quad \mu_{12})'$
PGD(2)	(0,5 0,0)'	-
PGD(3)	(0,5 0,5)'	-
PGD(4)	(0,5 0,5)'	(0,2 0,0)'

Estos valores nos garantizan que PGD(2), PGD(3) y PGD(4) se correspondan con los casos II, III y IV respectivamente. Los tres PGD implican la presencia de un término constante en el vector de cointegración, dado por $\rho_0 = -2$. PGD(3) contiene además un término

constante en la dinámica de corto plazo mientras que PGD(4) incluye a su vez una tendencia lineal dada por $\rho_1 = -0,8$. Los siguientes gráficos muestran series generadas al azar, según los distintos PGD considerados, mediante la función *mvnrnd* de *Matlab* v5.2.



4.3. RESULTADOS DE LA SIMULACIÓN

Los cuadros 7 a 9 muestran el efecto de una infraespecificación de los componentes deterministas sobre la fijación del número de vectores de cointegración así como el sesgo que se produce en la mediana de $\hat{\beta}_1$, cuando los datos han sido generados por PGD(2), PGD(3) y PGD(4) respectivamente. Dado que hemos supuesto la existencia de un vector de cointegración, consideramos acierto cuando la hipótesis de que no existe cointegración ($r=0$) es rechazada y la hipótesis de que existe al menos un vector de cointegración ($r \leq 1$) no lo es²⁵.

Cada experimento ha constado de un total de 10.000 replicaciones, en cada una de las cuales se han generado pares de series de tamaño $T+50$ para unas condiciones iniciales $X_0 = 0$. Las 50 primeras observaciones han sido descartadas en cada replicación para minimizar los efectos asociados a dicha condición inicial. Los resultados se muestran para un tamaño (T) de 25, 50, 75, 100, 150 y 200 y un nivel de significación²⁶ del 5%.

A pesar de la correcta especificación de los componentes deterministas, el test TR presenta bajas frecuencias de acierto cuando el tamaño de la muestra analizada es pequeño. Se necesi-

tan entre 75 y 100 observaciones para obtener porcentajes de acierto por encima del 90%. A su vez, una incorrecta especificación puede conducir a no aceptar la presencia de un vector de cointegración, tal y como se desprende de las bajas frecuencias de acierto cuando se aplica el test sobre un modelo distinto al que ha generado las series. Este hecho se hace, en general, más pronunciado a medida que aumenta el tamaño muestral. Esto no ocurre sin embargo cuando las series han sido generadas por PGD(2) y se aplica de forma errónea el caso I, ya que se obtienen porcentajes de acierto similares a los obtenidos al aplicar el MCE correcto (cuadro 9). En cuanto al sesgo en la mediana de $\hat{\beta}_1$, se puede observar que es mayor en términos absolutos cuando hay una incorrecta especificación de los componentes deterministas. En general, la no inclusión de constantes y/o tendencias en el MCE cuando las hay, conduce a sobreestimar el efecto a largo plazo de X_{2t} sobre X_{1t} .

En el caso en el que las series no están cointegradas también se han obtenido resultados significativos. El cuadro 10 muestra los porcentajes en que el estadístico TR indica la presencia de un vector de cointegración ($r=1$) y de ningún vector de cointegración ($r=0$) cuando generamos series mediante DGP(3) con $\alpha_1 = \beta_1 = 0$.

²⁵ En este trabajo sólo se presentan las frecuencias de acierto para el estadístico TR dado que para el estadístico MV se obtienen frecuencias muy similares.

²⁶ Valores críticos de Osterwald-Lenum (1992).

Cuadro 7**Porcentajes de acierto y sesgo en la mediana de $\hat{\beta}_1$ para PGD(4)**

	Caso IV		Caso III		Caso II		Caso I	
	TR (r=1)	Sesgo mediana	TR (r=1)	Sesgo mediana	TR (r=1)	Sesgo mediana	TR (r=1)	Sesgo mediana
25	14,59	0,3254	11,92	-1,4811	79,85	-1,3303	59,21	-1,8427
50	37,97	0,0555	25,82	-1,5528	71,66	-1,4846	48,08	-1,8685
75	68,51	0,0212	40,23	-1,5720	61,18	-1,5342	42,34	-1,8343
100	87,41	0,0127	51,25	-1,5819	53,62	-1,5565	38,61	-1,7943
150	93,83	0,0040	63,54	-1,5845	42,96	-1,5734	34,79	-1,7360
200	93,89	0,0031	69,01	-1,5856	36,74	-1,5776	32,11	-1,6974

Cuadro 8**Porcentajes de acierto y sesgo en la mediana de $\hat{\beta}_1$ para PGD(3)**

t	Caso III		Caso II		Caso I	
	TR (r=1)	Sesgo mediana	TR (r=1)	Sesgo mediana	TR (r=1)	Sesgo mediana
25	16,83	0,0141	52,45	0,0656	43,82	-0,0725
50	52,88	0,0029	66,66	0,0226	27,98	-0,0713
75	83,03	0,0003	45,60	0,0113	9,29	-0,0629
100	91,26	0,0001	23,31	0,0056	2,44	-0,0550
150	92,95	0,0003	3,11	0,0024	0,15	-0,0425
200	93,33	0,0001	0,23	0,0013	0,01	-0,0346

Cuadro 9**Porcentajes de acierto y sesgo en la mediana de $\hat{\beta}_1$ para PGD(2)**

t	Caso II		Caso I	
	TR (r=1)	Sesgo mediana	TR (r=1)	Sesgo mediana
25	18,57	0,1126	22,37	-0,0228
50	49,93	0,0238	55,04	-0,0798
75	79,77	0,0112	79,04	-0,0777
100	92,59	0,0042	88,63	-0,0768
150	95,00	0,0031	93,14	-0,0678
200	95,07	0,0008	93,95	-0,0612

Cuadro 10**DGP(3), $\alpha_1 = \beta_1 = 0$**

t	Caso III		Caso II		Caso I	
	TR (r=1)	TR (r=0)	TR (r=1)	TR (r=0)	TR (r=1)	TR (r=0)
25	5,67	92,38	44,86	47,27	48,18	32,92
50	4,85	93,71	76,67	10,27	71,63	3,95
75	4,91	94,05	85,07	1,01	76,63	0,27
100	4,44	94,58	84,94	0,06	73,79	0,01
150	4,67	94,35	84,33	0,00	74,08	0,00
200	4,37	94,72	83,95	0,00	74,00	0,00

Cuadro 11

t	H ₀ : r ≤ 1				H ₀ : r = 0				
	caso I	caso II	caso III	caso IV	caso I	caso II	caso III	caso IV	
PGD(4)	25	5,15	1,64	1,91	0,27	0,65	1,73	80,82	7,72
	50	10,52	5,52	7,70	0,86	0,00	0,00	68,02	7,23
	75	16,22	9,31	16,92	1,01	0,00	0,00	52,91	3,19
	100	19,53	11,63	25,60	1,14	0,00	0,00	41,00	0,76
	150	21,84	11,24	37,48	1,34	0,00	0,00	27,74	0,00
	200	21,57	10,51	43,98	1,61	0,00	0,00	22,10	0,00
PGD(3)	25	6,75	2,20	1,14	0,29	19,28	19,23	40,06	10,99
	50	12,68	12,76	9,90	1,71	0,68	2,62	35,37	23,94
	75	7,90	26,32	34,07	4,00	0,00	0,08	8,87	18,10
	100	2,42	19,97	63,74	6,27	0,00	0,00	0,85	5,95
	150	0,15	2,98	89,81	6,11	0,00	0,00	0,00	0,06
	200	0,01	0,22	93,10	5,81	0,00	0,00	0,00	0,00
PGD(2)	25	6,47	0,44	0,01	0,14	74,37	11,51	1,78	5,22
	50	28,04	2,02	0,04	0,21	39,84	15,10	1,73	12,85
	75	60,96	3,55	0,18	0,50	15,29	7,22	0,42	11,61
	100	83,19	5,30	0,16	0,41	4,92	1,44	0,08	4,20
	150	93,09	5,44	0,27	0,47	0,33	0,00	0,00	0,06
	200	93,95	4,87	0,32	0,46	0,02	0,00	0,00	0,00

Como puede observarse, la no inclusión de una constante no restringida al estimar el MCE induciría -con una probabilidad alta en los casos I y II- a concluir la presencia de un vector de cointegración cuando, en realidad, las series generadas siguen de forma individual un paseo aleatorio con constante, y no existe ningún tipo de relación entre ambas.

El cuadro 11 muestra, por su parte, los resultados de aplicar el *Principio de Pantula* en los tres PGD considerados. Para cada tamaño muestral, se presentan los porcentajes en que dicho método lleva a aceptar la hipótesis nula de presencia y ausencia de cointegración en cada uno de los cuatro casos posibles.

Se aprecia que, para tamaños muestrales inferiores a 75 observaciones, el *Principio de Pantula* no sólo conduce, en general, a una incorrecta especificación de los componentes deterministas en el MCE, sino que, con gran probabilidad, acepta la hipótesis nula de ausencia de cointegración, cuando realmente las series están cointegradas. Para tamaños muestrales superiores a 75 observaciones, es-

te método acierta, con alta probabilidad, en la determinación del número de vectores de cointegración, aunque, sólo en el caso en el que las series han sido generadas mediante PGD (3), nos lleva a una correcta especificación del MCE. Cuando las series han sido generadas mediante PGD(2) y PGD(4), el *Principio de Pantula* conduce, con una mayor probabilidad, a los casos I y III respectivamente²⁷.

²⁷ En un experimento similar en el que no se ha tenido en cuenta el caso I los resultados se mantienen salvo para PGD (2). En este caso se observa que el *Principio de Pantula* acierta también en la especificación de los componentes deterministas en el MCE para tamaños muestrales superiores a 75.

5. Conclusiones

El trabajo que se ha presentado ha analizado la relación entre exportaciones y crecimiento en España, desde el primer trimestre de 1980 hasta el segundo trimestre de 2004, empleando técnicas de cointegración y el test de causalidad de Granger. A diferencia de lo que ocurre en algunos estudios previos de otros autores, con una finalidad y unas técnicas similares, en el presente trabajo no se ha encontrado una relación de cointegración ni una relación causal entre las variables indicadas. En el ámbito de la amplia literatura empírica internacional, ambos resultados –los que confirman y los que niegan las relaciones de cointegración y de causalidad entre exportaciones y crecimiento– están ampliamente presentes.

Por lo que respecta al caso español, en el trabajo se han analizado en profundidad -utilizando

simulaciones de Montecarlo- algunas posibles causas de discrepancia, aunque escasamente investigadas hasta ahora; en concreto las referidas al modo de especificación de los componentes deterministas del MCE cuando se usa el método de Johansen. Sobre la base de los ejercicios realizados, se ha podido establecer: 1) la elevada dependencia de los resultados con respecto al tamaño muestral y a la correcta especificación de los citados componentes deterministas; 2) la dudosa fiabilidad de una aplicación mecánica del llamado *Principio de Pantula*, sobre todo cuando se conjuga con tamaños muestrales inferiores a las 75 observaciones.

En nuestra opinión, en los elementos aludidos radican algunas razones importantes de la posible discrepancia de resultados observada en España, y seguramente también, en la literatura aplicada internacional.

Referencias bibliográficas

- Akaike, H. (1969), "Fitting autoregressive models for prediction", *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, vol. 21, pp 243-247.
- Alguacil, M. T., V. Orts (2002), "A multivariate cointegrated model testing for temporal causality between exports and outward foreign investment: the Spanish case", *Applied Economics*, vol. 34, pp.119-132.
- Andriamananjara, S., J. Nash (1997), "Have trade policy reforms led to greater openness in developing countries?", *Policy Research Working Paper*, num. 1730, World Bank.
- Aw, B., Y. Chung, M. Roberts (1998), "Productivity and the decision to export: Micro evidence from Taiwan and South Korea", *NBER Working Paper*, num. 6558.
- Balaguer, J., M. Cantavella-Jordá (2001), "Examining the export-led growth hypothesis for Spain in the last century", *Applied Economics*, vol. 8, pp. 681-685.
- Balaguer, J., M. Cantavella-Jordá (2004a), "Structural change in exports and economic growth: cointegration and causality analysis for Spain (1961-2000)", *Applied Economics*, vol. 36, pp. 473-477.
- Balaguer, J., M. Cantavella-Jordá (2004b), "Export composition and Spanish economic growth: evidence from 20th century", *Journal of Policy Modeling*, vol. 26, pp. 165-179.
- Balaguer, J., M. Cantavella-Jordá (2004c), "The dynamics of exports in the economic development process: a causality analysis for the European Union countries", Comunicación presentada al *VII Encuentro de Economía Aplicada*, Vigo, 3-5 de junio.
- Baldwin, R. E. (2000), "Trade and growth: Still disagreement about the relationships", ECO/WKP(2003)37, Economic Department, OECD, Paris.
- Banco Mundial (1987), *Informe sobre el desarrollo mundial 1987*, Oxford University Press.
- Bhagwati, J. (1978), *Foreign trade regimes and economic development: Anatomy and consequences of exchange control regimes*, Ed. Ballinger, Cambridge, MA.
- Box, G. E. P., G. C. Tiao (1975), "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 70, pp.70-79.
- Box, G. E. P., G. M. Jenkins, G. C. Reinsel (1994), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, (Third Edition), Prentice Hall.
- Brutton, H. J. (1998), "A Reconsideration of Import Substitution", *Journal of Economic Literature*, num. XXXVI, junio.
- Cheung, Y. W., K. S. Lai (1993), "Finite sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 55, num. 3, pp. 313-328.
- Clerides, S., S. Lach, J. Tybout (1998), "Is learning by exporting important? Micro dynamic evidence from Columbia, Mexico and Morocco", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, pp. 903-947.
- Chanthunya, C. L., V. Murinde (1998), *Trade Regime and Economics Growth*, Ashgate Publishing Ltd., Aldershot.
- Dollar, D. (1992), "Outward-oriented Developing Economies Really Growth More Rapidly? Evidence from 95 LDCs, 1976-1985", *Economic Development and Cultural Change*, pp. 523-544.
- Durlauf, S., D. Quah (1999), "The new empirics of economic growth", en J.Taylor, M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, vol. I, Elsevier Science, Amsterdam.
- Edwards, S. (1998), "Openness, productivity and growth: What do we really know?", *Economic Journal*, vol. 108, pp. 383-398.

Engle, R. F., C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-276.

Expósito García, A. (2002), *Comercio exterior y crecimiento económico: visión neoclásica y aplicación al caso de España*, tesis doctoral dirigida por los profesores Camilo Lebón Fernández y Rocío Sánchez Lissén, Universidad de Sevilla (texto mimeografiado).

Fajana, O. (1979), "Trade and growth: the nigerian experience", *World Development*, num. 7, pp. 73-78.

Fariñas, J. C., M. Delgado, S. Ruano (2002), "Firm productivity and export markets: a nonparametric approach", *Journal of International Economics* 57, pp. 397-422.

Feder, G. (1982), "On exports and economic growth", *Journal of Development Economics*, vol. 12, pp. 59-73.

Frankel, J. A., D. Romer (1999), "Does trade cause growth?", *American Economic Review*, vol. 89, pp. 379-399.

Fondo Monetario Internacional (1993), "El comercio exterior como motor del crecimiento", en *Perspectivas de la Economía Mundial*, 70-80, mayo.

Giles, J. A., S. Mirza (1999), "Some pretesting issues on testing for Granger noncausality", *Econometrics Working Paper* 9914, (University of Victoria).

Giles, J. A., C. L. Williams (2000a), "Export-led Growth: a Survey of the Empirical Literature and Some Non-causality Results", *Journal of International Trade and Economic Development*, vol. 9, pp. 261-337.

Giles, J. A., C. L. Williams (2000b), "Export-led Growth: a Survey of the Empirical Literature and Some Non-causality Results", *Journal of International Trade and Economic Development*, vol. 9, pp. 445-470.

Gonzalo, J. (1994), "Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships", *Journal of Econometrics*, vol. 60, pp. 203-233.

Granger, C. W. J. (1969), "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, vol. 37, num. 3, pp. 424-438.

Granger, C. W. J., P. Newbold (1974), "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, vol. 2, pp. 111-120.

Greenaway, D., W. Morgan, P. Wright (1997), "Trade liberalization and growth in developing countries: Some new evidence", *World Development*, vol. 25, num. 11, pp. 1185-1892.

Greenaway, D., W. Morgan, P. Wright (2002), "Trade liberalisation and growth in developing countries", *Journal of Development Economics*, vol. 67, pp. 229-244.

Greenaway, D., D. Sapsford (1994), "What does liberalization do for exports and growth?", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 130, pp. 152-174.

Grossman, G. M., E. Helpman (1991), *Innovation and growth in the global economy*, MIT Press, Cambridge, MA.

Grossman, G. M., E. Helpman (1994), "Endogenous innovation in the theory of growth", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 8, num. 1, pp. 23-44.

Guisán, M^a C. (2003), "Causality Tests, Interdependence and Model Selection: Application to OECD countries 1960-97", *Working Paper Series Economic Development*, num. 63, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Santiago de Compostela.

Harrison, A. (1996), "Openness and growth. A time-series, Cross-country analysis for developing countries", *Journal of Development Economics*, vol. 48, pp. 419-447.

Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegrating vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254.

- Johansen, S. (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, vol. 59, pp.1551-1580.
- Johansen, S. (1992), "Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, pp. 383-397.
- Johansen, S. (1994), "The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of nonstationary variables", *Econometrics Reviews*, vol. 13, pp 205-229.
- Johansen, S. (1995), "Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models", *Oxford University Press*.
- Johansen, S., K. Juselius (1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, pp. 169-210.
- Jones, C. (1995), "Time series tests of endogenous growth models", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, pp. 495-525.
- Jung, W. S., P. J. Marshall (1985), "Exports, Growth and Causality In Developing Countries", *Journal of Development Economics*, vol. 18, pp.1-12.
- Kavoussi, R. M. (1984), "Export Expansion and Economic Growth: Further Empirical Evidence", *Journal of Development Economics*, 14, num. 1 & 2, January/February, pp. 241-50.
- Kohli, I., N. Singh (1989), "Exports and growth. Critical minimum effort and diminishing returns", *Journal of Development Economics*, vol. 30, pp. 391-400.
- Krüger, A. (1978), *Foreign trade regimes and economic development: Liberalization attempts and consequences*, Ed. Ballinger, Cambridge, MA.
- Ljung, G. M., G. E. P. Box (1978), "On a measure of lack of fit in time series models", *Biometrika*, vol. 65, pp. 297-303.
- Lütkepohl, H. (1985), "Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process", *Journal of Time Series Analysis*, 6, 35-52.
- Lutz, M. (2001), "Globalisation, convergence and the case for openness in developing countries: What do we learn from open economy growth theory and empirics", Centre for the Study of Globalisation and Regionalisation, *Working Paper*, num. 72/01, mayo, Universidad de Warwick.
- Marsaglia, G., W. Tsang (1984), "A fast, easily implemented method for sampling from decreasing or symmetric unimodal density functions", *SIAM Journal of Scientific and Statistical Computing*, vol. 5, pp 349-359.
- Montañés, A., M. Sanso (2000), "Análisis estructural de las importaciones y exportaciones de bienes en España", *Revista de Economía Aplicada*, vol. VIII, num. 24, pp. 5-37.
- Moschos, D. (1989), "Export expansion, growth and the level of economic development: an empirical analysis", *Journal of Development Economics*, vol. 30, pp. 93-102.
- Organización Mundial del Comercio (1998), *Informe Anual*, Ginebra.
- Osterwald-Lenum (1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistic", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, pp. 461-472.
- Pantula, S. G. (1989), "Testing for unit roots in time series data", *Econometric Theory*, vol. 5, pp. 256-271.
- Pritchett, L. (1991), "Measuring outward orientation in developing countries. Can it be done?", *Working Paper num. 566*, Country Economic Department, World Bank.
- Ram, R. (1987), "Exports and economic growth in developing countries: evidence from time-series and cross-section data", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 36, pp. 51-72.

Redding, S. (1998), "Openness and growth: Theoretical links and empirical estimation", en J. Proudman, S. Redding, *Openness and growth*, Bank of England, cap. 3º, pp. 105-137.

Rivera-Batiz, L. A., P. M. Romer (1991), "Economic integration and endogenous growth", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, pp. 531-555.

Rodrik, D. (1999), *The New Global Economy and the Developing Countries: Making Openness Work*, Overseas Development Council, Washington D.C.

Rodríguez, F., D. Rodrik (2001), "Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to the Cross-Country Evidence", en B. Bernanke, K. S. Rogoff (eds.), *Macroeconomics Annual 2000*, MIT Press for NBER, Cambridge, MA.

Romer, P. M. (1990), "Endogenous technological change", *Journal of Political Economy*, vol. 98 m, pp. 71-102.

Ruttan, V. W. (1998), "The New Growth Theory and Development Economics. A survey", *Journal of Development Studies*, vol. 35, num. 2, pp. 1-26.

Sachs, J., A. Warner (1995), "Economic Reform and the Process of Global Integration", *Brookings Papers on Economic Activity*, num., pp. 1-118.

Schwarz, G. (1978), "Estimating the dimension of a model", *The Annals of Statistics*, vol. 6, pp. 461-471.

Sheehey, E. J. (1990), "Exports and growth: a flawed framework", *Journal of Development Studies*, vol. 27, pp. 111-16.

Srinivasan, T. N., J. Bhagwati (2001), "Outward-orientation and development. Are the revisionists right?", en D. Lal, R. Shape (eds.), *Trade, Development and Political Economy: Essays in Honour of Anne Krueger*, Palgrave, Londres.

Temple, J. (1999), "The New Growth evidence", *Journal of Economic Literature*, vol. 37, pp. 112-156.

Tyler, W. (1981), "Growth and export expansion in developing countries: some empirical evidence", *Journal of Development Economics*, vol. 9, pp. 121-30.

Van den Berg, H. (1996), "Libre comercio y crecimiento: La evidencia econométrica para América Latina", *Comercio Exterior*, vol. 46, num. 5.

Vercelli, A. (1991), *Methodological foundations of macroeconomics: Keynes and Lucas*, Cambridge University Press, Cambridge.

Voivodas, C. S. (1973), "Exports, foreign capital inflow, and economic growth", *Journal of International Economics*, vol. 3, pp. 337-49.

Wacziarg, R., K. H. Welch (2003), "Trade liberalization and growth: New evidence", *NBER Working Paper*, num. 10152.

Wälde, K., Ch. Wood (2004), "The empirics of trade and growth: Where are the policy recommendations", Directorate-General for Economic and Financial Affairs, *Economic Papers*, num. 204, mayo.

Yanikkaya, H. (2003), "Trade, openness and economic growth: A cross-country empirical investigation", *Journal of Development Economics*, vol. 72, pp. 57-89.

Últimos títulos publicados

WORKING PAPERS

- WP 03/06 Donoso, Vicente; Martín, Víctor: *Exportaciones y crecimiento en España (1980-2004): Coin-tegración y simulación de Montecarlo.*
- WP 02/06 García Sánchez, Antonio; Molero, José: *Innovación en servicios en la UE: Una aproximación a la densidad de innovación y la importancia económica de los innovadores a partir de los datos agregados de la CIS3.*
- WP 01/06 Briscoe, Ivan: *Debt crises, political change and the state in the developing world.*
- WP 06/05 Palazuelos, Enrique: *Fases del crecimiento económico de los países de la Unión Europea-15.*
- WP 05/05 Leyra, Begoña: *Trabajo infantil femenino: Las niñas en las calles de la Ciudad de México.*
- WP 04/05 Álvarez, Isabel; Fonfría, Antonio; Marín Raquel: *The role of networking in the competitive-ness profile of Spanish firms.*
- WP 03/05 Kausch, Kristina; Barreñada, Isaías: *Alliance of Civilizations. International Security and Cos-mopolitan Democracy.*
- WP 02/05 Sastre, Luis: *An alternative model for the trade balance of countries with open economies: the Spanish case.*
- WP 01/05 Díaz de la Guardia, Carlos; Molero, José; Valadez, Patricia: *International competitiveness in services in some European countries: Basic facts and a preliminary attempt of interpretation.*
- WP 03/04 Angulo, Gloria: *La opinión pública española y la ayuda al desarrollo.*
- WP 02/04 Freres, Christian; Mold, Andrew: *European Union trade policy and the poor. Towards im-proving the poverty impact of the GSP in Latin America.*
- WP 01/04 Álvarez, Isabel; Molero, José: *Technology and the generation of international knowledge spil-lovers. An application to Spanish manufacturing firms.*

POLICY PAPERS

- PP 02/06 Ruiz Sandoval, Erika: *Latinoamericanos con destino a Europa: Migración, remesas y codesa-rollo como temas emergentes en la relación UE-AL.*
- PP 01/06 Freres, Christian; Sanahuja, José Antonio: *Hacia una nueva estrategia en las relaciones Unión Europea – América Latina.*
- PP 04/05 Manalo, Rosario; Reyes, Melanie: *The MDGs: Boon or bane for gender equality and women's rights?*
- PP 03/05 Fernández, Rafael: *Irlanda y Finlandia: dos modelos de especialización en tecnologías avan-zadas.*
- PP 02/05 Alonso, José Antonio; Garcimartín, Carlos: *Apertura comercial y estrategia de desarrollo.*
- PP 01/05 Lorente, Maite: *Diálogos entre culturas: una reflexión sobre feminismo, género, desarrollo y mujeres indígenas kichwuas.*
- PP 02/04 Álvarez, Isabel: *La política europea de I+D: Situación actual y perspectivas.*
- PP 01/04 Alonso, José Antonio; Lozano, Liliana; Prialé, María Ángela: *La cooperación cultural españo-la: Más allá de la promoción exterior.*